



Développement durable et territoires

Économie, géographie, politique, droit, sociologie

Dossier 9 | 2007

Inégalités écologiques, inégalités sociales

Inégalités écologiques et comportement électoral : le cas des élections municipales françaises de 2001

Etienne Farvaque, Nicolas Jean et Bertrand Zuideau



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/developpementdurable/3403>

DOI : 10.4000/developpementdurable.3403

ISSN : 1772-9971

Éditeur

Association DD&T

Référence électronique

Etienne Farvaque, Nicolas Jean et Bertrand Zuideau, « Inégalités écologiques et comportement électoral : le cas des élections municipales françaises de 2001 », *Développement durable et territoires* [En ligne], Dossier 9 | 2007, mis en ligne le 03 mai 2007, consulté le 19 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/developpementdurable/3403> ; DOI : 10.4000/developpementdurable.3403

Ce document a été généré automatiquement le 19 avril 2019.



Développement Durable et Territoires est mis à disposition selon les termes de la licence Creative Commons Attribution - Pas d'Utilisation Commerciale 4.0 International.

Inégalités écologiques et comportement électoral : le cas des élections municipales françaises de 2001

Etienne Farvaque, Nicolas Jean et Bertrand Zuideau

- 1 L'influence des variables environnementales sur les comportements individuels a largement attiré l'attention des analystes. Que ce soit l'étude des groupes de pression, la démonstration d'un effet *Nimby* ("*Not in my backyard*") lorsqu'il s'agit d'implanter des infrastructures dépolluantes ou de traitement des déchets, ou la présence de comportements de "vote par les pieds" (Tiebout, 1956), que l'on peut également rapprocher de la trilogie hirschmanienne, "exit, voice, loyalty" (Hirschman, 1970), on ne peut nier aujourd'hui l'impact de l'environnement sur les préférences et les comportements des agents.
- 2 Par ailleurs, depuis l'étude pionnière de Kramer (1971), la littérature a également montré qu'une part importante de la réussite électorale dépend des conditions économiques, et surtout macroéconomiques, entourant la période de l'élection. Les résultats font d'ailleurs apparaître un électeur dont le vote est essentiellement rétrospectif, c'est-à-dire qui évalue la gestion passée des gouvernants avant de décider de les punir ou, le cas échéant, de les récompenser. Ce type de comportement, sur le mode sanction / récompense, a été théorisé par Key (1966), pour qui les résultats électoraux devaient se refléter dans les politiques mises en oeuvre (voir Hibbs, 2006, pour un survol récent).
- 3 Curieusement, même dans ce cadre théorique, il semble cependant qu'aucune étude économique, que ce soit en France ou à l'étranger, n'ait tenté de mesurer l'influence de variables environnementales, et notamment de disparités écologiques spatiales, sur le comportement électoral des habitants. L'étude de Jérôme-Speziari et Jérôme (2002) confirme la pertinence du cadre théorique de l'électeur rétrospectif et du modèle de type sanction / récompense, mais elle n'intègre pas les variables écologiques comme déterminant du vote. En parallèle, s'il existe des études en science politique sur les partis

écologistes, leur positionnement, et leur écho dans l'électorat, il n'y a pas, à notre connaissance, d'études statistiques relatives à la sensibilité de l'électorat aux données environnementales.

- 4 Tel est justement l'objet de cette contribution. Dans un premier temps, en partant d'une base de données électorales compilée pour les 560 plus grandes villes de France (soit environ 50% de la population), nous estimons un modèle de vote tenant compte des spécificités du mode de scrutin local français. Dans un second temps, nous estimons à nouveau le modèle en y incluant des variables relatives à certaines caractéristiques environnementales des territoires concernés. Ces variables sont issues de la base EIDER, éditée par l'IFEN (Institut Français de l'Environnement).¹. La pertinence de cette base a été démontrée par le lien qu'elle permet d'établir avec certaines variables économiques, au niveau départemental (Zuindeau, 2005).
- 5 L'enjeu de cet article est d'apprécier la sensibilité des électeurs aux variables environnementales, et la façon dont cette sensibilité se décline au niveau local, en fonction des contextes plus ou moins inégaux auxquels sont confrontés les acteurs du champ politique.
- 6 En l'occurrence, les résultats montrent que les électeurs sont effectivement sensibles à la pollution atmosphérique, ainsi qu'à la pollution des sols. D'autre part, ils montrent aussi que la présence des transports urbains peut être ressentie par l'électorat comme complémentaire (et non substitut) des pollutions, et se révèle alors coûteuse sur le plan électoral.
- 7 En ce qui concerne l'importance de la prime au sortant aux élections municipales françaises, nous confirmons cet effet, bien connu en économie politique (Jérôme-Speziari et Jérôme, 2002, ou Cameron et Crosby, 2000). De façon originale, notre analyse montre également l'absence d'un « *effet lassitude* » de l'électorat, lorsque ce dernier est mis en présence d'un même candidat sur plusieurs scrutins successifs. Ainsi, même si, dans cet article, ce ne sont pas les caractéristiques personnelles du candidat qui sont testées, mais bien la présence des effets liés aux partis, il apparaît indirectement que celles-ci peuvent contribuer à expliquer partiellement le résultat du camp politique auquel il appartient.
- 8 L'article est organisé comme suit. La section suivante présente les données utilisées et la méthodologie. Les résultats économétriques sont présentés dans la deuxième section, d'abord pour le modèle de vote, puis pour le modèle intégrant les variables écologiques. Enfin, la conclusion synthétise les apports de l'article et propose des pistes de recherches futures.

Les données et la méthodologieLe contexte législatif et politique

- 9 Par rapport à la plupart des études existantes, tant le cadre législatif que le cadre politique diffèrent dans le cas des élections municipales françaises. Tout d'abord, l'offre politique française ne se résume pas généralement à deux partis, surtout au niveau local. Même avec l'échantillon considéré (voir plus bas), un nombre important de partis existent, et ne peuvent être considérés comme marginaux. Ainsi, pour chaque élection retenue, la compétition se fait entre plus d'une dizaine de partis. A l'inverse de l'essentiel de la littérature dans le domaine (très influencée par la situation politique américaine), une distinction binaire simple de type Droite / Gauche n'a pas lieu d'être en France, puisque cela reviendrait par exemple à confondre, dans le cas de la Droite, le FN et l'UDF et, dans le cas de la Gauche, l'extrême gauche et le PS².

- 10 Le cadre législatif des élections municipales a souvent été modifié depuis la fin des années cinquante, le dernier changement de mode de scrutin datant de 1982. Les élections ont lieu tous les six ans, et le mode de scrutin diffère selon la taille de la commune (inférieure ou supérieure à 3 500 habitants). Pour les communes de plus de 3 500 habitants, les seules qui nous intéressent ici (*voir plus bas*), il s'agit d'un scrutin de listes à deux tours.³ La moitié des sièges est donnée d'office à la liste qui l'emporte, l'autre moitié étant répartie à la représentation proportionnelle à la plus forte moyenne entre toutes les listes dépassant 5 % des suffrages exprimés (y compris la liste gagnante). Cette règle de répartition à la plus forte moyenne, dite aussi règle de Jefferson ou des plus grands diviseurs, attribue les sièges en fonction du rapport du nombre de sièges à pourvoir sur la population de la circonscription (cf. Laslier, 2004). Seules les listes qui ont obtenu plus de 10 % des voix au premier tour peuvent se représenter et les fusions de listes sont autorisées entre les deux tours pour les seules listes ayant obtenu plus de 5 % des suffrages exprimés.
- 11 La possibilité de fusion de listes entre les deux tours est une caractéristique (voire une conséquence) du contexte multi partisan. Et elle peut s'avérer fondamentale : en effet, le fait qu'une liste décide de fusionner avec une autre n'est pas sans conséquence sur les choix des électeurs. Certes, le simple fait de fusionner renforce mécaniquement les chances de réussite d'un parti, mais la fusion peut elle-même être désapprouvée par une partie de l'électorat de chacune des listes. Il nous faut donc prendre en considération le fait que la liste représentant le parti sortant peut avoir fusionné entre les deux tours, afin de cerner l'impact d'un tel regroupement de listes sur le comportement électoral.

L'échantillon

- 12 Les études économétriques sur les élections se heurtent souvent au problème de la faible taille de l'échantillon. Une solution envisageable est de remonter le plus loin possible dans le temps afin d'obtenir un nombre de points suffisamment important pour l'analyse. Toutefois, on rencontre alors d'autres difficultés tels les changements de mode de scrutin qui peuvent modifier sensiblement les résultats, l'apparition ou la disparition de partis politiques, ou encore des modifications dans le comportement électoral du pays.
- 13 L'étude des élections à un niveau infranational permet, pour une large part, de contrecarrer ce problème de taille d'échantillon. En effet, le nombre d'élections dans le temps est multiplié par le nombre de municipalités considérées, augmentant potentiellement le nombre de données disponibles. De surcroît, comme notre étude vise à capter la responsabilité directe du parti au pouvoir devant ses électeurs, il nous semble que l'échelon municipal, compte tenu du mode de scrutin, est le plus adapté. A l'inverse, dans les cas des Conseils Généraux, le renouvellement par moitié entraîne une certaine dilution de cette responsabilité.
- 14 On rencontre des problèmes similaires lorsqu'il s'agit de choisir la couverture géographique de l'échantillon. En effet, si l'on retient des municipalités trop petites, alors la personnalité même du candidat risque de jouer un rôle trop important dans le vote des citoyens, or, ce n'est pas ce que nous cherchons à capter ici⁴. A l'inverse, il nous faut un nombre de communes suffisamment grand pour représenter au mieux l'électorat français. Seules les communes de plus de 10 000 habitants font donc partie de l'échantillon, soit 560 communes qui représentent près de la moitié de la population française⁵. Cet échelon d'analyse offre ainsi à la fois la possibilité de s'abstraire de caractéristiques personnelles trop particulières pour être captées par l'analyse statistique, et s'approche d'un niveau d'analyse cohérent avec les séries écologiques

utilisées, pour la plupart définies au niveau départemental (cf. *infra*). Cependant, la rareté des données écologiques et la difficulté de construction de séries cohérentes impliquent que nous concentrons l'analyse sur les élections de 2001.

Les variables politiques retenues

- 15 La variable que nous cherchons à expliquer est le résultat du parti du maire sortant. Ce résultat est exprimé en pourcentage du total des suffrages exprimés. Nous nommons cette variable expliquée INC (pour "incombent", ou "incumbent" en anglais, terme traditionnellement usité dans la littérature). Certains points méritent d'être clarifiés concernant cette variable. Nous la compilons à partir du résultat final du scrutin (premier ou second tour, selon le cas). Le fait de "confondre" premier et second tours ne pose pas de problème dans le cadre de notre étude, le nombre de triangulaires dans l'échantillon observé étant très faible. Ensuite, si le candidat sortant ne se représente pas, nous retenons alors le résultat du nouveau représentant du même parti et ceci dans le but de capter les effets partisans puisque nous ne cherchons pas à expliquer le résultat d'un candidat, mais bien celui d'un parti. Toutefois, comme nous l'avons évoqué plus haut, le charisme d'un candidat influe probablement sur le résultat du parti qu'il représente. En d'autres termes, le charisme d'un candidat n'est pas la variable expliquée, mais peut être une variable explicative (voir plus bas).
- 16 Quatre variables politiques sont intégrées dans la régression. Tout d'abord, nous testons la présence d'une « prime au sortant » aux élections municipales françaises. Cette prime est à mettre au crédit du parti ici et elle est représentée par la variable INCPREC, c'est-à-dire le pourcentage des suffrages obtenu par le parti sortant lors des précédentes élections municipales. Exprimée de cette façon, la prime au sortant est d'autant plus importante que le parti a obtenu une large approbation de l'électorat lors de la dernière élection.
- 17 Nous avons ensuite retenu la variable DUR qui mesure le nombre de mandats qu'a déjà effectués le candidat sortant⁶. Étant donné le changement de mode de scrutin en 1982, nous n'avons pas pris en compte les élections d'avant 1983 pour compiler la variable DUR. La variable atteint donc un maximum égal à 4 en 2001 (soit le nombre de scrutins entre 1983 et 2001). Le fait que le charisme d'un candidat joue sur ses chances de réussite électorale a été relevé à de nombreuses reprises : nous testons ici si ce fait est empiriquement avéré dans le cas français⁷. Ainsi, si INCPREC mesure la prime au parti sortant, cette variable est pondérée par la lassitude potentiellement ressentie par l'électorat face à la reconduction systématique des édiles par les appareils politiques.
- 18 La troisième variable politique introduite dans la régression est la variable PRES qui est une variable muette dont la valeur vaut 1 si le parti sortant au niveau municipal est le même que celui auquel appartient le Président de la République de l'époque, soit Jacques Chirac en 2001. Cette variable permet de capter les interactions entre le contexte politique national et le contexte politique local (voir Carsey et Wright, 1998, sur ce point). Pour être importante, du fait de la forte croissance économique entre 1997 et 2001, cette variable n'en est pas moins ambiguë a priori, étant donné le contexte politique de cohabitation entre un Président de Droite et un Premier Ministre socialiste.
- 19 Enfin, la dernière variable politique que nous avons retenue pour notre analyse provient d'une spécificité du cas français : la possibilité pour les listes candidates de fusionner entre les deux tours du scrutin. Dans notre étude, la fusion s'entend *stricto sensu* comme le recours à la possibilité légale de fondre les listes, et non comme la coordination partisane ou le report de voix, qu'ils soient décidés nationalement ou à tout autre échelon. Comme

il a été dit plus haut, la fusion de listes appartenant à des partis différents augmente les chances de réussite en augmentant le nombre de partisans potentiels, mais la fusion peut, en soi, être mal perçue par une partie de l'électorat de chacune des listes. Pour tester cet effet, nous utilisons la variable *FUS*, une variable muette valant 1 dans le cas où une fusion a eu lieu entre les deux tours, 0 sinon. Cette variable signale donc les situations dans lesquelles l'électeur est contraint, au second tour, de choisir un candidat ou un parti auquel il n'adhère pas forcément initialement.⁸.

La base EIDER et les variables écologiques retenues

- 20 Depuis 1994, l'Institut français de l'environnement (IFEN) en lien avec les directions régionales de l'environnement, a progressivement élaboré le programme EIDER (Ensemble intégré de descripteurs de l'environnement régional). L'objectif défini par ses initiateurs est de « *rassembler, valider, puis diffuser, dans un cadre cohérent, les données sur l'environnement communes aux régions, voire aux départements français* » (IFEN, 1996, p. 6). Chaque année, les différents services producteurs de données territorialisées sont sollicités pour enrichir et actualiser cette base de référence : services statistiques des ministères, établissements publics, échelons déconcentrés de l'État : DIREN, DRIRE, DDAF, DDE, etc. Pour notre part, nous avons pu utiliser une mise à jour 2003-2004 d'usage interne, établie en septembre 2004.
- 21 Les indicateurs présents dans la base sont présentés sur une base régionale ou départementale, sachant que les périodes couvertes ne permettaient pas de recourir à une étude sur séries temporelles. Nous avons donc restreint l'étude à une coupe transversale, de façon à faire correspondre les deux bases (environnementale et politique) pour 2001.
- 22 Concrètement, concernant les variables écologiques susceptibles d'affecter le comportement électoral, nous avons retenu les variables de la base EIDER supposées les mieux connues du grand public (donc de l'électeur) et ce, selon quatre dimensions : pollution atmosphérique, des sols, de l'eau et transports urbains. Il s'est avéré cependant que la pollution de l'eau n'amenait pas de résultat significatif, aussi avons-nous restreint notre attention aux trois types de variables restantes.
- 23 La première variable écologique retenue est donc un indicateur de pollution atmosphérique : la concentration maximale d'ozone observée (en $\mu\text{g}/\text{m}^3$) pour chaque région, et notée ci-après OZONE. Cette variable est à la fois importante en termes d'enjeux environnementaux et assez régulièrement commentée dans les divers médias pour que l'on puisse raisonnablement penser que l'électeur moyen y est sensible.
- 24 La seconde variable écologique intégrée est un indicateur de pollution des sols : le nombre de sites et sols pollués dans le département, noté POLL. Cette variable est assez facilement observable pour le citoyen, et sa prise en compte permet de rendre compte des perceptions de la part des électeurs vivant dans des zones polluées.
- 25 Les variables relatives aux transports en communs urbains sont des variables muettes : METRO vaut 1 en cas de présence d'une ligne de transport suburbain dans le département, 0 sinon. La variable TRAM est définie de la même manière en cas de présence d'un tramway dans le département.
- 26 Il est clair qu'en optant pour des variables environnementales définies à l'échelon du département ou de la région, le risque existe « d'écraser » d'éventuelles influences fines au niveau local. En fait, le modèle fait l'hypothèse que la moyenne départementale (ou

régionale) approxime de manière satisfaisante l'impact électoral sur le plan communal. On verra que les résultats accréditent cette hypothèse.

- 27 Le tableau 1 présente quelques statistiques descriptives relatives aux variables environnementales. Leur dispersion fait clairement apparaître des inégalités entre électeurs, en termes de qualité de l'environnement. Il en résulte l'hypothèse que ces inégalités environnementales influent sur le comportement des électeurs, ce que nous testons ci-dessous.

Tableau 1. Statistiques descriptives des variables écologiques retenues

Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum	Écart-type	Coefficient de variation.
OZON	233,99	232,00	160,00	387,00	50,20	0,21
POLL	216,216	167,000	19,0000	404,00	128,80	0,60
TRAM	0,02	0	0	1	0,14	7,07
METRO	0,01	0	0	1	0,09	10,54

Source : Données 2001 de la base EIDER 2004, calculs des auteurs.

Les variables de contrôle des effets de contexte

- 28 Bien que l'échantillon ne comprenne que des villes relativement importantes (plus de 10 000 habitants, taille à partir de laquelle on peut considérer que les problèmes d'environnement deviennent sensibles), il s'avère assez hétérogène. Les disparités économiques et écologiques sont relativement importantes entre une ville de 10 000 habitants et une ville de plus de 100 000 habitants. Dès lors, nous intégrons à la régression deux variables visant à contrôler ces effets de contextes.
- 29 D'une part, nous créons une variable muette, valant 1 si la commune regroupe plus de 100 000 habitants⁹. Cette variable vise à contrôler la sensibilité relative des habitants des plus grandes communes par rapport à celle des résidents de communes de taille inférieure. Elle permet également de prendre en compte la difficulté relative pour un maire de gérer une commune de plus ou moins grande taille, avec les écarts de moyens (dotations, bases fiscales...)és, etc.) afférents.
- 30 D'autre part, nous utilisons comme variable de contrôle la variation du taux de chômage au niveau départemental entre 1999 et 2000 (CHOMAGE99_00)¹⁰. Outre qu'il existe une littérature en science politique relative à l'influence des variables nationales sur les scrutins locaux¹¹, Peltzman (1987), notamment, a montré que les électeurs américains sont influencés par les variables économiques locales, et notamment le niveau de PIB. Nous tentons de vérifier ce résultat dans le cas français. Nous utilisons, quant à nous, le taux de chômage car, étant donné son niveau élevé en France depuis les années 1980, cet indicateur est susceptible de constituer une variable explicative pertinente.
- 31 La base de données que nous avons construite pour les élections municipales françaises dresse un panorama des résultats en coupe géographique. Le panel ainsi constitué est cylindré (aucune variable n'est manquante pour les villes de l'échantillon), et la constante contrôle les effets communs à l'ensemble des communes (prix des matières premières, par exemple). Le modèle est estimé par Moindres Carrés Pondérés. La méthode des Moindres Carrés Pondérés est une variante des Moindres Carrés Généralisés, dont l'utilisation permet de prendre en compte l'autocorrélation ou l'hétéroscédasticité présente dans les données (ce qui est le cas ici, la variable INC étant généralement

corrélée à *INCPREC*, voir l'annexe 2 ci-après). Les observations initiales sont transformées de façon à ce que les perturbations du modèle estimé sur les nouvelles données aient les bonnes propriétés, permettant l'application de la méthode des Moindres Carrés Ordinaires aux données transformées (voir par exemple Gujarati, 2003, chap. 11). La variable de pondération choisie est celle qui connaît la plus forte variance et le plus grand degré d'asymétrie, c'est-à-dire ici la population des communes. L'équation estimée prend donc la forme générale linéaire suivante :

$$32 \quad INC_i = C + f(POLIT_i) + g(ECOL_i) + h(CONT_i) + e_i$$

33 où *POL* désigne l'ensemble des variables politiques, *ECOL* désigne les variables écologiques et *CONT* les variables de contrôle (voir le tableau en Annexe pour une vue synthétique des sources des variables). L'indice *i* fait référence aux communes.

Les résultats

34 Nous présentons dans cette section les estimations des déterminants du résultat du parti sortant aux élections municipales françaises de 2001. Nous commençons par les résultats pour le modèle de base, pour ensuite détailler ceux concernant les variables écologiques.

Le modèle de base

35 Signalons tout d'abord que la variable *INCPREC* est introduite dans chacune des régressions et qu'elle est fortement significative, avec un coefficient jamais inférieur à 0,47 (sauf pour la régression (1'), voir ci-dessous). Ainsi, la prime au sortant habituellement vérifiée dans la littérature est confirmée sur le plan partisan : le parti du maire sortant bénéficie d'une « prime » moyenne de près de la moitié de son résultat aux élections précédentes¹². Ce résultat indique la présence d'un fort effet partisan en France, toutes choses étant égales par ailleurs quant aux caractéristiques personnelles du candidat¹³.

Tableau 2. Impact des variables écologiques sur les résultats du parti sortant. Élections municipales françaises, 2001 (560 observations). Estimation par Moindres Carrés Pondérés (Variable de pondération : population)

Variables indépendantes	(1)	(1')	(2)	(3)	(4)	(5)
C	14,54*** (4,38)	12,12*** (2,88)	30,56*** (5,44)	33,43*** (6,23)	23,77*** (8,36)	26,40*** (4,47)
INCPREC	0,64*** (9,35)	0,07*** (8,91)	0,48*** (6,13)	0,47*** (6,21)	0,57*** (11,07)	0,56*** (6,84)
FUS	-13,10*** (-2,60)	-13,61*** (-2,77)	-14,95*** (-3,04)	-12,24*** (-3,25)	-13,00*** (-3,54)	-12,10*** (-3,72)
PRES	6,30*** (3,92)	5,96*** (3,66)	6,13*** (3,94)	6,10*** (4,19)	3,16* (1,70)	3,54* (1,93)
DUR	0,71* (1,84)	0,65 (1,61)				
POP100	-2,91*** (-2,90)	-2,78*** (-2,61)	-2,66** (-2,46)	-4,40*** (-3,51)		
CHOMAGE99_00		-29,95 (-1,10)				
OZONE			-0,03*** (-3,35)	-0,02*** (-2,85)		-0,002 (-0,23)
POLL				-0,02*** (-2,75)		-0,009* (-1,76)
METRO					-3,29** (-2,33)	-2,92** (-1,99)
TRAM					-4,16*** (-2,60)	-3,94** (-2,35)
R²	0,58	0,58	0,59	0,62	0,63	0,63
F-statistic (prob.)	<0,00001		<0,00001	<0,00001	<0,00001	<0,00001

Notes : T-statistique entre parenthèses, résidus robustes à l'hétéroscédasticité. Les astérisques signalent une significativité à 1% (***), 5% (**) et 10% (*), respectivement.

- 36 D'autre part, et comme il était attendu, la possibilité offerte aux listes de fusionner entre les deux tours d'une élection municipale n'est pas neutre sur les choix des électeurs quant à leur vote au second tour. Cette opportunité apparaît toutefois comme un cadeau empoisonné puisque la variable *FUS* est toujours très significative avec un coefficient négatif. En effet, le parti sortant subit une perte de plus de 12 % des voix s'il fusionne avec une autre liste. Etant donné ce que recouvre la variable *FUS* (cf. *supra*, note 8), il n'est pas surprenant que le coefficient soit négatif puisque cette variable traduit l'idée que des électeurs doivent voter pour un candidat ou un parti auquel ils n'adhèrent pas *a priori*. Une autre interprétation possible, complémentaire de la précédente, consiste à invoquer le fait que si la fusion de liste s'est avérée nécessaire, c'est bel et bien que le parti était mal engagé au premier tour pour remporter l'élection, ce qui peut créer une méfiance de la part d'une partie de l'électorat (soit l'inverse d'un ralliement sur le gagnant, ou *bandwagon effect* dans la littérature anglo-saxonne). Pour reprendre les termes de Dolez et Laurent (2002, p. 22), il semble bien que « "la division suffit souvent à annihiler tout espoir de conquête." ».
- 37 La troisième variable liée au contexte politique local que nous testons est *DUR*, soit l'effet lassitude. Cette variable est faiblement significative lorsqu'elle l'est (voir la régression (1) dans le tableau 1), mais elle est positive. Autrement dit, lors de cette élection en tout cas, les électeurs n'ont pas sanctionné les maires ayant cumulé plusieurs mandats successifs.¹⁴

- 38 Nous testons également, grâce à la variable *PRES*, l'impact des interactions entre le paysage politique national et local. La forte significativité de cette variable confirme l'importance de telles interactions. En l'occurrence, en 2001, l'élection locale a été fortement influencée par un effet partisan favorable aux maires sortants appartenant à un parti de la même couleur politique que celui du Président de la République. Cette variable mesure donc un impact positif en faveur de la Droite : de 3 à 6 % des voix des vainqueurs de l'élection lui sont, toutes choses étant égales par ailleurs, attribuables. Nous obtenons des résultats comparables à ceux de Peltzman (1987) car, même si les liens politiques entre un gouverneur et le Chef d'État américain semblent plus étroits *a priori* que les liens présents en France entre un maire et son Président, il apparaît, là encore, que le biais partisan au niveau local se révèle déterminant.
- 39 Nous reportons également (régression (1')) les résultats de la régression de départ intégrant la variable *CHOMAGE99_00*. Quoique non significatif, le signe négatif du coefficient laisse penser que les électeurs ont récompensé en 2001 les élus, suite à la diminution généralisée du taux de chômage. Cette non significativité de la variable ne signifie pas qu'elle a un effet nul, comme le montre le coefficient élevé ici estimé, mais que la précision de l'estimation est insatisfaisante sur cette variable (cf. Behaghel, 2006, p. 32). En outre, il faut noter que la table de Student indique une significativité au seuil de 15 %, ce qui est certes supérieur aux normes professionnelles habituelles, mais reste suffisamment acceptable pour admettre une interprétation économique. Selon nous, cette faible significativité s'explique probablement par le contexte très particulier de cette période par rapport aux élections précédentes, marquées par un taux de chômage élevé ou en augmentation (cf. Farvaque et Jean, 2005). Signalons que nous avons testé également l'influence du taux de chômage (et non de sa variation), ainsi que les écarts de PIB et de variation de PIB, sans résultats plus concluants.
- 40 Enfin, nous contrôlons également le modèle pour la taille des communes. Il ressort des différents seuils testés (20, 50 ou 100 000 habitants) que les maires sortants dans les plus grosses communes (plus de 100 000 habitants, soit 41 des villes de notre échantillon) bénéficient d'une assise systématiquement défavorable, avec un coefficient impliquant un désavantage pouvant aller jusque 4 % des voix. Ce résultat peut s'interpréter, dans le contexte de ce modèle de départ, comme indiquant l'existence d'attentes plus fortes de la part des électeurs, eu égard aux moyens supposés plus élevés pour gérer la ville. Il peut s'interpréter, de façon complémentaire, comme le signe d'une distance plus importante entre l'électeur et les dirigeants en place lorsque la taille de la commune est plus élevée.
- L'impact des variables écologiques
- 41 Le tableau présente, à partir de la deuxième colonne, les résultats des régressions incluant les variables écologiques. Dans quelle mesure ces variables influencent-elles le comportement de l'électeur local ?
- 42 Une première indication provient de la sensibilité de l'électorat à la pollution atmosphérique. Cette dernière est ici captée par la concentration maximale d'ozone dans l'air. Comme on le voit (régressions (2) - (3)), cette variable, *OZONE*, est fortement significative et son coefficient est négatif. Tout se passe donc comme si, toutes choses étant égales par ailleurs, les électeurs sanctionnaient les maires sortants des communes dans lesquelles la pollution atmosphérique est relativement élevée¹⁵.
- 43 Nous estimons ensuite l'influence de la pollution des sites et sols, avec la variable *POLL*. Ici encore (voir la régression (3)), la variable s'avère significative et son signe négatif est

conforme à l'intuition : les électeurs ont tendance à sanctionner les maires des communes les plus polluées.

- 44 La régression suivante, (4), incorpore les variables indicatrices de la présence d'une infrastructure de transport de type tramway (TRAM) ou métro (METRO). Ces variables sont très significatives, mais leur signe n'est pas conforme à l'intuition. En effet, la présence d'un tramway ou d'un métro affecte négativement, toutes choses égales par ailleurs, les résultats des maires sortants. Ce paradoxe apparent peut cependant être résolu si l'on considère que la présence de ce type d'infrastructures est fortement corrélée à un certain nombre d'éléments susceptibles d'affecter négativement les perceptions de l'électeur (taille importante de la ville, activité économique et effets d'encombrement et de congestion sur les modes alternatifs de transports, etc. ...). Cette hypothèse est confirmée ici par la régression (6), qui intègre nos quatre variables environnementales. Seules les variables *TRAM* et *METRO* restent alors très significatives. L'interprétation de ce résultat est donc clairement que l'électeur ne perçoit pas la présence de ces infrastructures comme positives, mais comme le signe de pollution ou d'effets externes négatifs. Au prix d'un certain paradoxe, elles sont donc plus représentatives, pour l'électeur, des nuisances liées à l'agglomération urbaine que d'une amélioration de la qualité de l'environnement.

Conclusion

- 45 Entre autres conséquences (contestation, revendication, délocalisation...), la présence d'inégalités territoriales est susceptible d'influer sur les comportements électoraux. L'objet de cet article était de montrer, par le biais d'une modélisation économétrique, que les situations d'inégalités écologiques entre les villes pouvaient avoir de tels impacts. Ajoutées à d'autres variables explicatives dans les équations (variables politiques et variables de contrôle économiques), les variables environnementales conduisent à des résultats plutôt prometteurs, eu égard à la significativité des coefficients des variables ainsi qu'aux signes obtenus. Tel est le cas pour la variable de pollution atmosphérique et la variable de pollution des sols, les indicateurs de transports collectifs étant, quant à eux, plutôt représentatifs d'effets urbains négatifs.
- 46 La prudence est, cependant, requise dans l'interprétation. En premier lieu, il est possible, sinon probable, que la base départementale des variables écologiques gomme certaines influences fines, à l'échelon strictement local. Deuxièmement, on peut penser que les indicateurs environnementaux utilisés jouent, dans une certaine mesure, un rôle de "proxies" vis-à-vis d'autres déterminations territoriales. C'est assurément le cas pour les indicateurs de transport, mais ce risque n'est pas à écarter complètement pour les autres variables (par exemple, le coefficient de corrélation entre la pollution des sols et le niveau de PIB est de 0,57 pour notre échantillon). Troisièmement, le choix de variables de situation (l'état de l'environnement en 2001) ne rend pas compte, par définition, des réactions de l'électorat face aux variations de qualité environnementale sur les territoires, notamment consécutives aux actions éventuellement menées par les municipalités. À dire vrai, les deux types de variables ont leur importance : celles de situations pour rendre compte de facteurs de bien-être structurels et les variables d'évolutions pour expliquer d'éventuelles inflexions dans les comportements de vote. Avec un recul temporel accru et la possibilité de disposer d'une base de données écologiques élargie, un prolongement intéressant au modèle testé serait ainsi de mettre en présence ces deux catégories de variables environnementales.

- 47 Nous souhaitons remercier, pour leurs commentaires sur une version précédente de l'article, les coordinateurs du dossier de la revue, ainsi que les deux rapporteurs anonymes et les participants aux Journées de l'Environnement, Lille, 13 novembre 2006. Toute erreur et omission resteraient évidemment de notre fait.
- 48 Classification JEL : H73, P16, P52
- 49 JEL Classification : H73, P16, P52

Annexe 1. Source des données

FUS	Variable muette valant 1 en cas de fusion de listes entre les deux tours	<i>Le Monde</i> , données électorales
PRES	Variable muette valant 1 si le maire sortant est de la même "couleur" politique que le Président de la République	<i>Le Monde</i> , données électorales
DUR	Nombre de mandats effectués par le candidat sortant depuis 1983	<i>Le Monde</i> , données électorales
POP100	Variable muette valant 1 si la commune compte plus de 100 000 habitants	INSEE
CHOMAG E99_00	Variation du taux de chômage national entre 1999 et 2000	INSEE
OZON	Concentration maximale d'ozone observée dans la région ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	EIDER
POLL	Nombre de sites pollués dans le département	EIDER
TRAM	Variable muette valant 1 si un tramway est présent dans le département	EIDER
METRO	Variable muette valant 1 si un métro est présent dans le département	EIDER

Annexe 2. Matrices des corrélations entre les variables

inc	incprec	fus	pres	dur	
1,0000	0,3284	-0,0510	0,0860	0,1063	inc
	1,0000	0,0269	-0,0262	0,1450	incprec
		1,0000	-0,1203	-0,2594	fus
			1,0000	-0,0184	pres
				1,0000	dur

pop100	OZON	POLL	TRAM	METRO	
0,0659	0,0528	0,0058	0,0201	0,0132	inc
0,0600	-0,2189	-0,1739	-0,0091	-0,0643	incprec
-0,0750	0,0240	-0,0423	0,0390	0,0325	fus
0,0392	0,0314	0,0785	-0,1027	-0,0618	pres
0,0274	-0,0248	0,1423	-0,0871	-0,0297	dur
1,0000	0,0163	0,1049	-0,1196	-0,0603	pop100
	1,0000	0,2516	0,2762	0,3427	OZON
		1,0000	0,1531	0,2187	POLL
			1,0000	0,5615	TRAM
				1,0000	METRO

BIBLIOGRAPHIE

Auberger A., Dubois E., 2005, "The influence of local and national economic conditions on French legislative elections", *Public Choice*, vol. 125, n° 3-4, 363-383.

Behaghel L., 2006, *Lire l'économétrie*, La Découverte, coll. Repères, 120 p.

Cameron L., Crosby M., 2000, "It's the economy stupid : Macroeconomics and federal elections in Australia", *Economic Record*, vol. 76, n° 235, 354-364.

Carsey Th. M., Wright G. C., 1998, "State and national factors in Gubernatorial and Senatorial elections", *American Journal of Political Science*, vol. 42, n° 3, 994-1002.

Dolez B., Laurent A., (sous la direction de), 2002, *Le vote des villes. Les élections municipales des 11 et 18 mars 2001*, Presses de Sciences Po, coll. Chroniques électorales, 353 p.

Farvaque E., Jean N., 2005, "Macroeconomy or partisan endorsement ? Evidence from French local elections, 1983 – 2001", Communication, *European Public Choice Society*, Annual Congress, Durham.

Gujarati D. N., 2003, *Basic econometrics*, 4th edition, McGraw-Hill, 1002 p.

Hibbs, D., 2006, "Voting and the macroeconomy", in Barry W. Weingast et Donald Wittman éditeurs, *The Oxford handbook of political economy*, Oxford University Press.

Hirschman A.O., 1970, *Face au déclin des entreprises et des institutions*, Economie et Humanisme - Les Editions Ouvrières, coll. "Economie humaine", trad. frçse 1972, 140 p.

Jérôme-Speziari V., Jérôme B., 2002, "Les municipales de Mars 2001 : vote récompense ou vote sanction ?", *Revue Française de Science Politique*, vol. 52, n° 2-3, Avril-Juin, 251-272.

Key V.O Jr., 1966, *The responsible electorate: rationality in presidential voting*, Harvard University Press.

Kramer G. H., 1971, "Short term fluctuations in US voting behavior, 1896-1964", *American Political Science Review*, vol. 65, n° 1, 131-143.

Laslier J.-F., 2004, *Le vote et la règle majoritaire : analyse mathématique de la politique*, CNRS Editions, 208 p.

Lee D. S., 2001, "The electoral advantage to incumbency and voters' valuation of politicians' experience : a regression discontinuity analysis of elections to the US House", NBER Working Paper, n° 8441.

Martin P., 2001, *Les élections municipales en France*, La Documentation française, 236 p.

Peltzman S., 1987, "Economic conditions and Gubernatorial elections", *American Economic Review*, vol.77, n°2, 293-297.

Tiebout Ch., 1956, "A pure theory of local expenditures", *Journal of Political Economy*, vol. 64, 416-424.

Zuindeau B., 2005, "Analyse économique des disparités écologiques spatiales : une étude à partir des départements français", *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, n°3, 331-354.

NOTES

1. Nous tenons d'ailleurs à remercier l'IFEN pour sa collaboration. Les résultats, erreurs et omissions ne sauraient cependant engager cet institut et n'incombent qu'aux auteurs.
2. Voir cependant, pour un choix différent (et sur les élections législatives), Auberger et Dubois (2005).
3. Nous n'insisterons donc pas sur les autres particularités de ce scrutin, par exemple le seuil de 2 500 habitants, en deçà duquel les candidatures isolées et les listes incomplètes sont autorisées.
4. Pour une analyse proche, portant sur les communes de plus de 30 000 habitants et sur trois années d'élection, voir Jérôme-Speziari et Jérôme (2002). Sur le scrutin de 2001, voir Dolez et Laurent (2002).
5. Toutefois, pour la région Nord-Pas-de-Calais et la région Parisienne, seules les données pour les communes de plus de 15 000 habitants sont disponibles.
6. Il s'agit bien ici du nombre de mandats déjà effectués par le candidat sortant, et non pas par le parti sortant. Étant donnée la présence d'importants biais partisans dans un certain nombre de communes, il nous semble plus adéquat de mesurer la lassitude de l'électorat par rapport au candidat qui représente le parti plutôt que le parti lui-même.
7. Comme l'effet lassitude de l'électorat n'est peut-être pas linéaire, et qu'il pourrait devenir de plus en plus important au fur et à mesure des élections, nous avons également considéré le log de la variable, ainsi qu'une variable muette nommée *DUR3* valant 1 si *DUR* est elle-même supérieure à 2. Ces modifications ne changeant pas les résultats, nous ne les reportons pas ci-après. Tous les résultats sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

8. Plus précisément, signalons que cette variable représente, certes, une fusion de listes entre les deux tours, mais qu'elle inclut également les rares cas où le maire sortant ne se représente pas aux nouvelles élections, ou encore le fait qu'il ait changé de parti politique entre deux élections. Dans chacun des cas, nous avons pris en compte le résultat du meilleur parti appartenant au même camp (i.e. Droite et Gauche, exceptés les partis extrémistes) pour approximer le résultat du parti sortant. Cette façon de procéder ne modifie pas nos résultats, tout en permettant de ne pas multiplier le nombre des variables considérées.

9. Signalons immédiatement que d'autres seuils de population ont été testés, mais seul celui de 100 000 est ressorti significativement.

10. Ce choix paraît d'autant plus nécessaire que les variables environnementales pourraient être représentatives de la situation socioéconomique générale et conduire alors à des corrélations spécieuses avec la variable endogène du modèle.

11. Cf. Dolez et Laurent (2002, pp. 15-16), qui signalent combien les élections de 2001 se prêtent autant à une analyse "par le bas", ainsi qu'ils y procèdent, que "par le haut", ce que nous faisons.

12. Par comparaison, rappelons que Lee (2001) montre que près de 90 % des députés américains sont réélus.

13. Martin (2001) confirme l'importance de cet effet partisan lors des élections municipales, montrant combien leur signification politique dépasse les limites d'une définition par les enjeux de proximité, "certains électeurs étant d'autant plus enclins à utiliser ces scrutins pour manifester leur opinion sur la politique gouvernementale que le caractère national de la campagne électorale incite les candidats et les partis à ne pas se cantonner à des thèmes locaux mais à soulever des enjeux nationaux" (p. 7).

14. Ce résultat est inversé lorsque le modèle est estimé en données de panel sur les élections municipales de 1983 à 2001, mais sans les variables écologiques (cf. Farvaque et Jean, 2005). Les deux résultats ne sont pas contradictoires, mais laissent penser que le contexte politique de l'élection de 2001 (fin de cohabitation, élection présidentielle en vue, etc.e...) a favorisé les édiles à forte expérience.

15. Nous avons également testé la sensibilité de l'électorat à la pollution au dioxyde de soufre et aux oxydes d'azote, mais sans résultats significatifs. Ceci n'est toutefois pas réellement surprenant, les indicateurs de niveaux d'ozone étant bien plus souvent et régulièrement présentés par les médias que les autres types de pollution.

RÉSUMÉS

Dans cet article, nous analysons les effets des variables écologiques sur les résultats des partis sortants aux élections municipales françaises de mars 2001. L'étude porte sur près de 600 communes de plus de 10 000 habitants. Partant d'un modèle économétrique de vote simple adapté aux spécificités du scrutin français, l'analyse complète ce modèle en intégrant des variables écologiques. Les résultats montrent que l'électorat pénalise le parti du maire sortant en cas de pollutions atmosphérique et terrestre relativement élevées. Ils montrent aussi que la

présence des transports urbains peut être ressentie par l'électorat comme complémentaire (et non substitut) des pollutions, et se révèle alors coûteuse sur le plan électoral.

This paper studies the impact of environmental conditions on the result of incumbent parties' candidates in the 2001 local election in France. Our sample covers 560 towns. Starting from an econometric model of vote adapted for French specificities, we first confirm the presence of an partisan incumbency premium. We also find that the electorate penalizes the incumbent party for ozone and ground pollution. More paradoxically, the presence of underground or tramway lines appears more as an indicator of congestion than of a better quality of life, and is thus electorally costly.

INDEX

Mots-clés : élections locales, économie politique, disparités environnementales

Keywords : local elections, political economy, environmental disparities

AUTEURS

ETIENNE FARVAQUE

Etienne Farvaque est maître de conférences en économie à l'Université de Lille 1, membre du laboratoire Equippe. Ses domaines de recherche sont l'économie politique des institutions et l'intégration européenne. Equippe, Faculté des Sciences Economiques et Sociales, Université de Lille 1, 59655 Villeneuve d'Ascq Cedex. Etienne.Farvaque@univ-lille1.fr

NICOLAS JEAN

Nicolas Jean est doctorant en économie à l'Université de Lille 1. Il est membre du laboratoire EQUIPPE. Ses domaines de recherche sont l'économie politique et l'économie publique, et il travaille plus particulièrement sur la composition des dépenses de l'Etat. Equippe, Faculté des Sciences Economiques et Sociales, Université de Lille 1, 59655 Villeneuve d'Ascq Cedex. Nicolas.Jean@ed.univ-lille1.fr

BERTRAND ZUINDEAU

Bertrand Zuindeau est maître de conférences en économie à l'Université de Lille 1. Son domaine de recherche est l'économie de l'environnement et le développement durable. Membre du CLERSE – IFRESI CNRS, il co-anime également un réseau de recherche : « *Développement durable et territoires fragiles* ». Il est co-fondateur et dirige actuellement la revue *Développement durable et Territoire*. Clerse, Faculté des Sciences Economiques et Sociales, Université de Lille 1, 59655 Villeneuve d'Ascq cedex. Contact : Bertrand.Zuindeau@univ-lille1.fr